

**DOCUMENTS DE TREBALL**  
**DE LA DIVISIÓ DE CIÈNCIES JURÍDIQUES**  
**ECONÒMIQUES I SOCIALS**

*Col·lecció d'Economia*

**FLUCTUACIONES CÍCLICAS Y RAÍCES UNITARIAS**  
**EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA, 1850-1990<sup>1</sup>**

Jordi PONS NOVELL  
Andreu SANSÓ ROSSELLÓ

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española  
Universidad de Barcelona  
Av. Diagonal, 690  
08034 - Barcelona

Tfo: 93-4021985  
Fax: 93-4021821

---

<sup>1</sup>Los autores agradecen los comentarios de un evaluador anónimo.

## **ABSTRACT**

This paper analyses the role of shocks in Spanish economic growth over the period 1850-1990. In the existence of a unit root, the trend is stochastic, which implies that the series has a long memory, and shocks have persistent effects. As a result, the series does not return to its former path following a random disturbance, and the level of the series shifts permanently. On the other hand, if the series does not contain a unit root, the trend is deterministic and the series has a short memory. In this case a shock has no permanent impact and the series returns to its steady trend after the shock.

Estimation results provide evidence that the log of real GDP has a unit root, but the existence of a unit root on real per capita GDP is uncertain.

**KEY WORDS:** Business cycle, Economic fluctuations, Unit root

**JEL classification:** C22, E32

## **RESUM**

En aquest article s'analitza el grau de persistència de les fluctuacions cícliques a l'economia espanyola. En concret, s'estudia si el PIB i el PIB per càpita d'aquesta economia presenten una arrel unitària. Amb la finalitat d'evitar el biaix a acceptar arrels unitàries quan es produeixen canvis en la funció de tendència, com l'originat per la Guerra Civil espanyola (1936-1939), s'han aplicat diversos contrastos que tenen en compte els canvis en la funció de tendència.

Els resultats obtinguts mostren que existeix una important evidència en el sentit que el logaritme del PIB presenta una arrel unitària. La principal implicació d'aquest resultat és que els *shocks* sobre el producte tenen efectes permanents en el nivell del PIB de la economia espanyola, tot i que aquesta hipòtesi és més difícil d'acceptar pel PIB per càpita atesa l'evidència contradictòria trobada a favor de la mateixa.

**PARAULES CLAU:** Cicle econòmic, Fluctuacions econòmiques, Arrels unitàries

**CODIS JEL:** C22, E32

## 1. Introducción

La literatura de las fluctuaciones cíclicas ha experimentado una importante controversia en los últimos años. La visión tradicional consideraba al ciclo como desviaciones respecto a la tendencia determinadas por factores exógenos que eran analizados por la teoría del crecimiento. Esta aproximación a las fluctuaciones cíclicas ha sido cuestionada por la contribución de Nelson y Plosser (1982) y por la literatura de los modelos reales del ciclo económico desarrollados en la década de los años ochenta. En este sentido, la explicación monetaria de las fluctuaciones económicas de los años setenta ha dado paso a una explicación desde un punto de vista real, fundamentalmente a partir de *shocks* en la productividad.

El artículo de Nelson y Plosser (1982) destacaba que un conjunto de series macroeconómicas de la economía norteamericana se podían representar como procesos estocásticos estacionarios en diferencias. En otras palabras, estas series poseen una raíz unitaria y, en consecuencia, no se puede rechazar la hipótesis de que al menos una parte de las innovaciones tenga carácter permanente.

La importancia que tiene, para el análisis del sistema económico y para la adopción de decisiones de política económica, el determinar el orden de integración de las macromagnitudes se pone de manifiesto en la diferente respuesta de las variables ante *shocks* no anticipados. En el caso de que una variable económica presente una raíz unitaria los *shocks* pasados y presentes son igualmente importantes, teniendo efectos permanentes en el nivel de la variable. De esta manera, todas las medidas no anticipadas de política económica del pasado (*shocks* aleatorios) afectan a la evolución presente y futura de la variable objeto del estudio. En cambio, en el caso de que la variable no presente una raíz unitaria, la influencia de *shocks* pasados pierde importancia a medida que pasa el tiempo. Es decir, el presente es más importante que el pasado y las medidas de

política económica del pasado tienden a perder efecto.

Este tema ha sido ampliamente analizado para la economía norteamericana y, asimismo, existe evidencia disponible para otros países. La contribución inicial de Nelson y Plosser (1982), en la que se cuestiona la visión tradicional de considerar las fluctuaciones económicas como desviaciones transitorias motivadas por factores exógenos respecto a una tendencia, ha generado un volumen de literatura importante en distintos países sobre el grado de persistencia de los *shocks* de las series económicas. Esta evidencia empírica ha sido confirmada por Stock y Watson (1986), Perron (1988), Walton (1988) y Evans (1989). A pesar de esto, recientemente estos resultados han sido cuestionados por la escasa potencia de los tests utilizados, sirvan de ejemplo de este hecho los trabajos de Perron (1989), Sims y Uhlig (1991), De Jong *et al.* (1992), Kwiatkowski *et al.* (1992), Rudebusch (1993) y Cheung y Chinn (1996).

El objetivo de este trabajo es estudiar la presencia de raíces unitarias en el PIB y en el PIB per cápita de la economía española aplicando diversos contrastes propuestos recientemente en la literatura. El trabajo se estructura del siguiente modo: en el segundo apartado se describe la relación existente entre las fluctuaciones económicas y las raíces unitarias; en el tercero se muestran los resultados obtenidos y, por último, en el cuarto se presentan las conclusiones que se derivan de la evidencia empírica.

## **2. Fluctuaciones económicas y raíces unitarias**

La mayoría de los trabajos que pretenden aportar evidencia empírica de la teoría real de los ciclos económicos se basan en el artículo seminal de Nelson y Plosser (1982) en el cual se plantea que la mayoría de las series macroeconómicas presentan una raíz unitaria, en otras palabras, una tendencia estocástica.

Estos autores distinguían entre series estacionarias en tendencia (TS):

$$z_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}t + u_t$$

$$\mathbf{f}(L)u_t = \mathbf{q}(L)\mathbf{e}_t \quad \mathbf{e}_t \sim i.i.d.(0, \mathbf{S}_e^2)$$

donde  $z_t$  es la serie analizada y  $u_t$  es un proceso ARMA estacionario e invertible; y series en las que sus primeras diferencias pueden representarse por un proceso ARMA estacionario e invertible (DS):

$$\mathbf{d}(L)v_t = \mathbf{1}(L)\mathbf{e}_t, z_t = \mathbf{d}_t \sim i.i.d.(0, \mathbf{S}_e^2)$$

donde  $v_t$  es un proceso ARMA estacionario e invertible y  $L$  es el operador de retardos.

Estos autores reformulan el problema de la discriminación entre un proceso y otro en términos de analizar las raíces unitarias. Básicamente, los dos modelos se diferencian en el hecho de que TS presenta una raíz unitaria en su polinomio de medias móviles cuando se formula en diferencias mientras que el modelo DS presenta una raíz unitaria en su polinomio autorregresivo cuando se formula en niveles. Para diferenciar entre los dos procesos utilizan los tests de Dickey y Fuller (1979). La principal conclusión a la que llegan Nelson y Plosser en su artículo es que las series económicas quedan mejor caracterizadas como procesos no estacionarios con tendencias estocásticas, que como la suma de una tendencia lineal determinista y de un proceso estacionario. En concreto, de su análisis se concluye que de un total de catorce series anuales de la economía norteamericana trece de ellas presentan una raíz unitaria en su polinomio autorregresivo cuando se formulan en niveles, siendo la excepción la tasa de paro.

Los trabajos para diferentes países que analizan si los *shocks* sobre el

producto tienen un carácter permanente o transitorio están sometidos a una importante crítica, hecho que puede cuestionar la validez de los resultados obtenidos. Esta crítica se basa en el hecho de que en los contrastes de Dickey y Fuller la hipótesis alternativa viene dada por la regresión que se estima, y la hipótesis nula es que el coeficiente de la variable retardada un periodo en niveles no es significativamente diferente de cero, lo que implica que la variable en cuestión tiene una raíz unitaria. Para que estos contrastes tengan validez, la hipótesis alternativa ha de ser suficientemente general como para incluir el posible proceso generador de los datos. En este sentido, si este proceso viene dado por una tendencia cuadrática en la media, o por una tendencia lineal que varía en determinados momentos del tiempo (tendencia segmentada), o por cualquier otro esquema de comportamiento de la componente determinista de la serie, la aplicación de los tests anteriores no sería correcta, ya que suponen explícitamente un determinado modelo de comportamiento determinista, que puede ser diferente al que realmente genera los datos. En el caso de realizar estos contrastes, al estar la hipótesis alternativa mal especificada, ya que no recoge la correcta modelización determinista del proceso, se pueden cometer importantes errores debido a la mala especificación de los contrastes, con lo que los resultados derivados de la inferencia pueden ser cuestionados. En otras palabras, los resultados obtenidos en estos trabajos se han de considerar con mucha cautela, ya que si la hipótesis alternativa del test planteado no incluye el proceso generador de los datos se pueden cometer errores en la especificación del contraste.

Últimamente han aparecido diversos trabajos en la literatura especializada sobre la presencia de raíces unitarias en el producto de diversos países en los que se tiene en cuenta este hecho, destacando las aportaciones de Wynne (1992), Cribari-Neto (1994), Georgellis (1994), Serletis (1994) y Schlitzer (1996).

### 3. Evidencia empírica

Desde la publicación del trabajo de Prados (1993) se dispone de una serie anual larga de PIB real para la economía española, que abarca un periodo comprendido entre 1850 y 1990. En la figura 1 se muestra la evolución del logaritmo de esta magnitud económica. En la misma se observa una tendencia creciente, produciéndose una intensificación del crecimiento a partir de la década de los cincuenta. Asimismo, se constata la caída de la producción experimentada durante la Guerra Civil (1936-39). Un comportamiento similar experimenta la serie de PIB per cápita española (figura 2).

Figura 1. Logaritmo del PIB de la economía española.

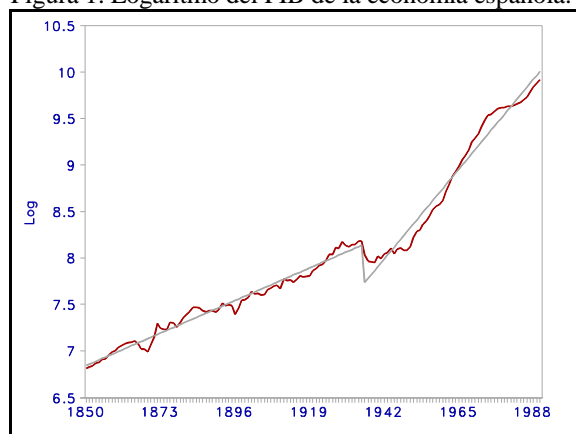
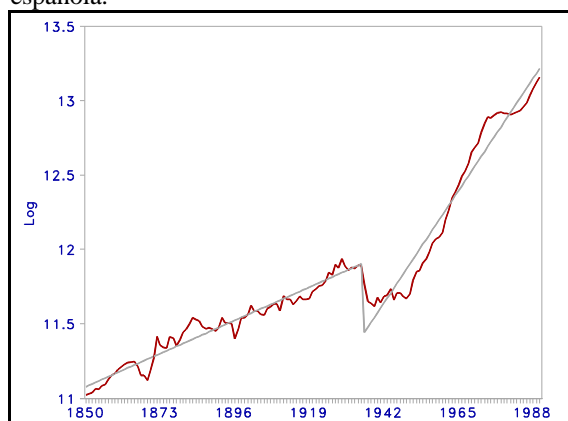


Figura 2. Logaritmo del PIB per cápita de la economía española.



Este comportamiento de las series podría ser explicado tanto por un paseo aleatorio con deriva (modelo DS), como por un modelo estacionario sobre una tendencia determinista (modelo TS). Con objeto de distinguir entre ambos procesos se han realizado los contrastes Dickey-Fuller Aumentado [Dickey y Fuller (1979 y 1981)] -ADF-; Phillips-Perron (1988) -PP- y Kwiatkowski *et al.* (1992) -KPSS-. Los dos primeros contrastes imponen la hipótesis nula de una raíz unitaria, frente a la alternativa de estacionariedad. En cambio, en el contraste de KPSS la hipótesis nula es la de estacionariedad, mientras que la alternativa es la



de presencia de raíces unitarias. Los resultados de aplicar los anteriores contrastes se sintetizan en la segunda columna de la tabla 1. En todos los contrastes se permite tanto la presencia de una constante como de una tendencia determinista. Por lo que se refiere al primero, se ha optado por incorporar retardos de la variable independiente diferenciada siempre que sus  $t$ -ratios fueran superiores (en valor absoluto) a 1.6. Para el contraste PP se ha elegido un número de retardos de la función de autocovarianzas, introducidos en la estimación consistente de  $s^2$  según la propuesta de Schwert (1989), dado por  $\text{ent}[4 \sqrt[4]{T/100}]5$ , siendo  $T$  el número de observaciones. Ambos contrastes se refieren al  $t$ -estadístico del parámetro autorregresivo, y los valores críticos utilizados son los resultantes de las superficies de respuesta de Mackinnon (1991). Para el contraste KPSS se han utilizado como valores críticos los de las superficies de respuesta ajustadas por Sephton (1995). En la tabla, un asterisco indica rechazo de la hipótesis nula al 5% mientras que uno doble lo indica al 10%.

Tabla 1. Tests de raíces unitarias.

	<b>Log PIB</b>		
	<b>1850-1990</b>	<b>1850-1935</b>	<b>1940-1990</b>
ADF	-0.34	-3.12	-1.33
PP	-0.36	-3.26**	-1.70
KPSS	0.22*	0.14**	0.13**
	<b>Log PIB per cápita</b>		
	<b>1850-1990</b>	<b>1850-1935</b>	<b>1940-1990</b>
ADF	-0.43	-3.51*	-1.44
PP	-0.47	-3.65*	-1.78
KPSS	0.17*	0.11	0.11

Tanto para el logaritmo del PIB como para el del PIB per cápita se

constata, en todos los casos, y para toda la muestra, que la hipótesis de presencia de una raíz unitaria no se rechaza, ya que los contrastes ADF y PP no rechazan su hipótesis nula mientras que el de KPSS permite rechazar la estacionariedad. Sin embargo, como se ha comentado anteriormente, se observa en las figuras 1 y 2 que en los años de la Guerra Civil Española se produce una fuerte caída de la producción y del PIB per cápita y, posteriormente, se produce una aceleración en el ritmo de crecimiento. Este hecho sugiere que se produce un truncamiento de la función de tendencia, lo que puede invalidar la utilización de los contrastes de raíces unitarias anteriores, al estar sesgados hacia la aceptación espúrea de dichas raíces (Perron (1989) y Rappoport y Riechlin (1987 y 1989)). Por ello, se ha procedido, en primer lugar, a contrastar la presencia de raíces unitarias en las submuestras que resultan de eliminar los años de la Guerra Civil.

Los resultados de la aplicación de los anteriores contrastes se muestran en las columnas 3 y 4 de la tabla 1. Se comprueba, para el logaritmo del PIB, como tampoco en estos casos se rechazaría la presencia de una raíz unitaria en ambas submuestras con los contrastes de ADF y PP. Únicamente, para la submuestra 1850-1935, a un nivel de significación del 10%, el contraste de Phillips-Perron rechaza la hipótesis de una raíz unitaria. En cambio, el contraste de KPSS sólo rechaza la hipótesis de estacionariedad (en favor de la de raíces unitarias) al 10%. Para el logaritmo del PIB per cápita la raíz unitaria se rechaza al 5% en la submuestra 1850-1935 con los contrastes ADF y PP, mientras que el de KPSS no rechaza la hipótesis nula de estacionariedad.

Por otro lado, para evitar el sesgo antes mencionado sobre la tendencia a aceptar raíces unitarias cuando se producen cambios en la función de tendencia, y a fin de confirmar los resultados anteriores, se ha aplicado el contraste de raíces unitarias propuesto por Perron (1989), que permite tanto un cambio en la pendiente del modelo como un cambio en la constante, con el punto de ruptura de

la función de tendencia conocido. En concreto, nos referimos al modelo C de Perron. El ajuste de la función de tendencia se muestra también en las figuras 1 y 2. Éste se ha obtenido mediante la regresión:

$$x_t = m + b t + q DU_t + \xi DT_t + u_t$$

donde  $DU_t$  toma valor nulo hasta el año 1935 y valor 1 a partir de 1936, y  $DT_t$  toma el valor 0 hasta el año 1935 y valor  $t$  posteriormente a esa fecha. La aplicación del contraste de Perron al PIB y al PIB per cápita (PIBPC) español se muestra en las dos primeras columnas de la tabla 2 ( $t$ -ratio en valor absoluto entre paréntesis), donde  $D(1935)_t$  toma valor 1 en 1936 y cero el resto de años.

Tabla 2. Tests de raíces unitarias con tendencias segmentadas de Perron.

	PIB	PIBPC	PIB	
	PIBPC			
cts	0.89 (3.74)	1.02 (4.29)	0.99 (4.10)	1.91 (4.76)
$t$	0.002 (3.54)	0.002 (3.96)	0.002 (3.91)	0.002 (4.20)
$DU_t - 0.38$	-0.45 (3.63)	-0.59 (4.33)	-0.65 (5.07)	(5.85)
$DT_t - 0.004$	0.005 (3.76)	0.006 (4.46)	0.006 (5.21)	(6.01)
$D(1935)_t$	-0.11 (2.77)	-0.06 (1.45)	-0.08 (2.04)	-0.03 (0.64)
$DTb_t$			-0.003 (1.27)	-0.002 (1.10)
$DUb_t$			-0.04 (2.01)	-0.05 (2.23)
$x_{t-1}$	-0.13 (3.68)	-0.15 (4.25)	-0.14 (4.04)	-0.17 (4.73)
$?x_{t-1}$	0.12 (1.61)	0.13 (1.61)		

Los valores críticos para dicho contraste han sido tabulados a partir de un experimento de simulación de 15.000 replicaciones para un tamaño muestral de

141 observaciones y un truncamiento a partir de la observación 86 (correspondiente a 1935)<sup>2</sup>. El proceso generador de datos considerado es el resultante de la estimación  $x_t = a + b \cdot D(1935)_t + c \cdot DU_t + e_t$ , es decir, el modelo bajo la hipótesis nula de una raíz unitaria y con cambios tanto en la deriva como un salto en 1935. Los valores críticos para los diferentes parámetros de la regresión del contraste se muestran en el cuadro A.1 del Anexo 1<sup>3</sup>. A partir de los mismos, el valor de  $t$ -estadístico asociado a  $\ln PIB_{t-1}$  (-3.68) no permite rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria (con función de tendencia truncada) en el logaritmo del PIB español. Por tanto, este resultado está en la línea de la evidencia sobre la presencia de una raíz unitaria apuntada anteriormente. Sin embargo, para el logaritmo del PIB per cápita sí se rechaza la hipótesis nula al 5%, aunque el valor del estadístico obtenido está muy próximo a los valores críticos tabulados.

Por otro lado, Cheung y Chinn (1996), mediante la aplicación de los contrastes de raíces propuestos por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), que serán comentados más adelante, detectan un cambio de pendiente en 1975 en una serie más corta del PIB español (modelo B de Perron). Para tener en cuenta este caso se ha considerado un modelo con cambios de pendiente en 1935 y 1975 y un salto en 1935, es decir, un modelo C de Perron para 1935 y un modelo B para 1975. Los valores críticos para este contraste han debido de ser simulados, de forma similar al caso anterior, y se muestran en la tabla A.2 del Anexo. Los

---

<sup>2</sup>Noriega-Muro (1993) realiza un experimento similar para estudiar la presencia de raíces unitarias en el PIB del Reino Unido.

<sup>3</sup>Dichos valores críticos son similares a los tabulados por Perron (1989) y por Noriega-Muro (1993), para un truncamiento en la mitad de la muestra ( $\tau=0.5$ ). Para el primer autor, los valores críticos son -3.96 para un nivel de significación del 10% y -4.24 al 5%, mientras que los del segundo son -3.92 y -4.22, respectivamente. En cambio, los resultantes del experimento de Monte Carlo llevado a cabo son -3.89 y -4.21 respectivamente.

resultados se muestran en las dos últimas columnas de la tabla 2, donde  $DUB_t$  toma valor nulo hasta el año 1975 y valor 1 a partir de 1976 y  $DTb_t$  toma el valor 0 hasta el año 1975 y valor  $t$  posteriormente a esa fecha. Los  $t$ -estadísticos para  $x_{t-1}$  para el PIB no permiten, al igual que anteriormente, rechazar la hipótesis nula, aunque si se puede rechazar al 5% para el PIB per cápita.

Con el fin de apoyar la evidencia aportada, se han aplicado también los contrastes propuestos por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992). Estos autores proponen contrastes recursivos, rodantes y secuenciales para permitir endogeneizar el punto de ruptura de la función de la tendencia, a diferencia de los contrastes de Perron (1989) en los que dicho punto de ruptura era introducido exógenamente. Los contrastes recursivos son una secuencia de contrastes en que cada uno se diferencia del anterior en que incorpora una observación más. Los contrastes rodantes son una secuencia de contrastes en que una fracción muestral "rueda" sobre toda la muestra. Por tanto, cada contraste de la secuencia se diferencia del que le antecede en que no incorpora la primera observación de este último pero incorpora la observación inmediatamente posterior a la última de éste. En cambio, los contrastes secuenciales son una secuencia de contrastes sobre toda la muestra en que lo que varía es el punto de ruptura de la función de tendencia. Así, cada contraste de la secuencia se diferencia del anterior en que el punto en que se produce la ruptura ocurre un periodo más tarde.

Se han aplicado tres contrastes recursivos, tres rodantes y tres secuenciales a las series analizadas. Los contrastes recursivos y rodantes aplicados son: el valor máximo del estadístico  $t_{DF}$  ( $t_{DF}^{\max} = \max_{k_0 \leq k \leq T} t_{DF}(k)$  7, donde  $k_0$  es la muestra mínima en la que se inicia la secuencia de contrastes); el valor mínimo del estadístico  $t_{DF}$  ( $t_{DF}^{\min} = \min_{k_0 \leq k \leq T} t_{DF}(k)$  8); y la diferencia entre ambos ( $t_{DF}^{dif} = t_{DF}^{\max} - t_{DF}^{\min}$  9).

Los contrastes secuenciales aplicados son:  $F_T^{\max} = \max_{k_0 \leq k \leq T-k_0} F_T(k)$  10 en el contraste

de la  $H_0: \mu_1=0$  en el modelo:

$$x_t = \mathbf{m}_0 + \mathbf{m}_1 t_{1t} + \mathbf{m}_2 t + \mathbf{a} x_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta x_{t-j} + \mathbf{e}_t$$

donde  $t_{1t}$  toma valor  $t-k$  para  $t > k$  cuando se considera un cambio de tendencia y valor nulo cuando  $t \leq k$ ; el estadístico  $t_{DF}(k^*)$  evaluado en el valor  $k^*$  que maximiza  $F_T(k)$ ; y el valor mínimo del  $t$ -estadístico DF secuencial ( $t_{DF}^{\min} = \min_{k_0 \leq k \leq T} t_{DF}(k)$  12).

Los resultados de la aplicación de los mismos se recogen en la tabla 3. Los valores críticos son los tabulados por los propios autores.<sup>4</sup> Igual que en la tabla 1, un asterisco indica significación al 5% y uno doble lo indica al 10%.

La mayoría de los contrastes muestran el no rechazo de la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria. Al 5% de significación, únicamente los contrastes  $t_{DF}^{dif}$  13 recursivos y rodantes rechazan la hipótesis nula. No obstante, como señalan los autores que propusieron dichos contrastes, ambos, aunque se muestren potentes, tienen el problema que el tamaño del contraste es sensible al valor de los parámetros *molestos* (*nuisance*) del modelo. Es decir, presentan más rechazos de la hipótesis nula que el sugerido por el nivel de significación nominal, en función del valor que adopten estos parámetros.

---

<sup>4</sup> Los valores críticos de estos contrastes se muestran en la tabla A.3 del anexo I.

Tabla 3. Contrastes recursivos, rodantes y secuenciales.

<b>Log PIB</b>			
	$t_{DF}^{\max}$	$t_{DF}^{\min}$	$t_{DF}^{\text{dif}}$
Recursivo	0.91	-3.73	4.64 <sup>*</sup>
Rodante	0.35	-4.72 <sup>**</sup>	5.07 <sup>*</sup>
	$F_T^{\max}$	$t_{DF}^{\min}$	$t_{DF}(k^*)$
Secuencial	14.72 <sup>**</sup>	-3.65	-3.65
<b>Log PIB per cápita</b>			
	$t_{DF}^{\max}$	$t_{DF}^{\min}$	$t_{DF}^{\text{dif}}$
Recursivo	0.41	-3.51	3.92 <sup>*</sup>
Rodante	0.28	-4.89 <sup>**</sup>	5.16 <sup>*</sup>
	$F_T^{\max}$	$t_{DF}^{\min}$	$t_{DF}(k^*)$
Secuencial	14.01 <sup>**</sup>	-3.44	-3.44

Por tanto, a la luz de los resultados presentados, nos inclinaríamos hacia el no rechazo de la presencia de una raíz unitaria en el PIB de la economía española,

si bien en el mismo se presenta también un truncamiento de la función de tendencia. Por el contrario, la presencia de dicha raíz unitaria en el PIB per cápita es más difícil de aceptar, dada la evidencia contradictoria encontrada en favor de la misma.

#### **4. Conclusiones**

En este trabajo se analiza si el PIB y el PIB per cápita de la economía española en el período 1850-1990 presentan una raíz unitaria. Los contrastes de Dickey-Fuller Aumentado (Dickey y Fuller (1979 y 1981)), Phillips-Perron (1988) y Kwiatkowski *et al.* (1992) señalan que no es posible rechazar la presencia de una raíz unitaria en el logaritmo del PIB español para toda la muestra considerada.

En el periodo 1936-1939 -años en que se produce la Guerra Civil- se observa una caída importante de la producción, hecho que podría invalidar la utilización de los contrastes anteriores. No obstante, al aplicar los contrastes a los subperiodos 1850-1935 y 1940-1990, tampoco se puede rechazar la presencia de una raíz unitaria en ambos subperiodos, aunque el contraste KPSS sólo rechaza la hipótesis nula de estacionariedad al 10% para el logaritmo del PIB, mientras que no rechaza la hipótesis nula de estacionariedad para el logaritmo del PIB per cápita.

Con el objetivo de evitar el sesgo a aceptar raíces unitarias cuando se producen cambios en la función de tendencia, se ha aplicado el contraste de raíces unitarias propuesto por Perron (1989), obteniendo unos resultados que evidencian la presencia de una raíz unitaria como los tests anteriores, aunque en el caso del PIB per cápita el valor del estadístico obtenido es muy próximo a los valores tabulados por Perron (1989) y Noriega-Muro (1993). Estos resultados no varían



sustancialmente en el caso de contemplar un cambio de tendencia en el año 1975.

Para apoyar la evidencia empírica aportada se han aplicado los contrastes propuestos por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992) para endogeneizar el punto de ruptura de la función de tendencia. En este caso tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria en el logaritmo del PIB y en el PIB per cápita español.

Estos resultados muestran que existe una importante evidencia en el sentido de que el logaritmo del PIB de la economía española presenta una raíz unitaria. La principal implicación de estos resultados es que los *shocks* sobre el producto tienen efectos permanentes en el nivel del PIB de la economía española. Esta hipótesis es más difícil de aceptar en el caso del PIB per cápita dada la evidencia contradictoria en favor de la misma.

Por último, debe destacarse que la evidencia empírica obtenida en esta investigación debe ser considerada con cierta cautela, dado que los resultados de un contraste de raíz unitaria pueden variar según que la hipótesis a contrastar sea de raíz unitaria o de estacionariedad en tendencia. Recientemente, algunos autores han propuesto contrastar la hipótesis nula de estacionariedad frente a la hipótesis alternativa de existencia de raíz unitaria. El principal argumento para cambiar el sentido del contraste radica en el hecho de que los tests usuales están contruidos de manera que sólo se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria si se obtiene un valor del estadístico empleado muy extremo.

En este sentido, cabe mencionar que al aplicar el contraste KPSS, en el que la hipótesis nula es de estacionariedad y la alternativa es de presencia de raíces unitarias, se obtienen unos resultados similares a los obtenidos con los tests clásicos de raíces unitarias, hecho que se puede interpretar como una fuerte evidencia de presencia de raíces unitarias en el logaritmo del PIB. En cambio,

para el logaritmo del PIB per cápita se puede concluir que para el periodo 1850-1935 no presenta raíces unitarias puesto que los contrastes contemplados en la Tabla 1 apoyan esta hipótesis, aunque para el periodo 1940-1990 ambos tipos de contrastes no rechazan sus respectivas hipótesis nulas, ello se puede interpretar como que los datos no contienen suficiente información para discriminar entre la hipótesis de estacionariedad y de presencia de raíces unitarias.

### **Referencias bibliográficas**

-Banerjee, A., Lumsdaine, R.L. y Stock, J.H. (1992): "Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: Theory and international evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 271-287.

-Cheung, Y. (1994): "Aggregate output dynamics in the 20th century", *Economics Letters*, 45, pp. 15-22.

-Cheung, Y. y Chinn, M. (1996): "Deterministic, stochastic and segmented trends in aggregate output: a cross-country analysis", *Oxford Economic Papers*, 48, pp. 134-162.

-Cribari-Neto, F. (1994): "Canadian economic growth: random walk or just walk?", *Applied Economics*, 26, pp. 437-444.

-DeJong, D.N., Nankervis, J.C., Savin, N.E. y Whiteman, C.H. (1992): "Integration versus trend stationarity in time series", *Econometrica*, 60, pp. 423-433.

-Dickey, D.A. y Fuller, W. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.

-Dickey, D.A. y Fuller, W. (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-72.

-Evans, G.W. (1989): "Output and unemployment dynamics in the United States: 1950-1985", *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 213-237.

-Georgellis, Y. (1994): "The oil price shocks and the unit root hypothesis: the UK experience", *Applied Economics*, 26, pp. 827-830.

-Khan, J.A. y Ogaki, M. (1992): "A consistent test for the null of stationarity against the alternative of a unit root", *Economics Letters*, 2, pp. 7-11.

-Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P.J. y Shin, Y. (1992): "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.

-Mackinnon, J. (1991): "Critical values for cointegration tests", en Engle, R. y Granger, C.W.J. (eds.): *Long-run economic relationships*, Oxford University Press, pp. 267-276.

-Nelson, C.R. y Plosser, C.I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.

-Noriega-Muro, A.E. (1993): *Nonstationarity and structural breaks in economic time series*, Ed. Averbury, Aldershot.

-Perron, P. (1988): "Trends and random walks in macroeconomic time series: further evidence from a new approach", *Journal of Economic Dynamics and*

*Control*, 12, pp. 297-332.

-Perron, P. (1989): "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.

-Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.

-Prados, L. (1993): "Spain's Gross Domestic Product, 1850-1990: A New Series", Documento de Trabajo D-93002, Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

-Rappoport, P. y Reichlin, L. (1987): "Segmented trends and non-stationary time series", EUI Working Papers in Economics 87/319, European University Institute, Florence.

-Rappoport, P. y Reichlin, L. (1989): "Segmented trends and non-stationary time series", *The Economic Journal*, 99, pp. 168-177.

-Rudebusch, G.D. (1993): "The uncertain unit root in real GNP", *The American Economic Review*, 83, pp. 264-272.

-Sephton, P.S. (1995): "Response surface estimates of the KPSS stationarity test", *Economics Letters*, 47, pp. 255-261.

-Serletis, A. (1994): "International evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Applied Economics*, 26, pp. 175-179.

-Schlitzer, G. (1996): "Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: an application to the Italian post-war economy", *Applied Economics*, 28, pp. 327-331.

-Schwert, G.W. (1989): "Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 147-159.

-Sims, C. y Uhlig, H. (1991): "Understanding unit rooters: A helicopter tour", *Econometrica*, 59, pp. 1591-1599.

-Stock, J.H. y Watson, M.W. (1986): "Does GNP have a unit root?", *Economics Letters*, 22, pp. 147-151.

-Suriñach, J., Artís, M., López, E. y Sansó, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la Teoría de la Cointegración*, Antoni Bosch editor, Barcelona.

-Walton, D.R. (1988): "Does GNP have a unit root?. Evidence for the UK", *Economics Letters*, 26, pp. 219-224.

-Wynne, M. (1992): Does aggregate output have a unit root?, *Economics Letters*, 39, 179-182.

## Anexo I. Valores críticos de referencia

Tabla A.1. Valores críticos  $t$ -estadístico del contraste Perron Modelo C.

$T=141$  y truncamiento en  $T_B=86$ .

PGD:  $\varphi_{x_t}=0.016-0.19 \cdot D(1935)_t+0.019 \cdot DU_t+e_t$ ,  $e_t \sim iiN(0,1)$ ; 15.000 réplicas.

	1%	2.5%	5%	10%	90%	95%	97.5%	99%
cts	-3.86	-3.47	-3.06	-2.57	2.69	3.22	3.65	4.11
$DU_t$	-3.75	-3.33	-2.93	-2.43	2.22	2.80	3.17	3.59
$t$	-3.94	-3.49	-3.11	-2.61	2.87	3.31	3.68	4.13
$DT_t$	-3.71	-3.28	-2.90	-2.37	2.58	3.10	3.49	3.92
$D(1935)_t$	-2.58	-2.21	-1.86	-1.50	1.13	1.51	1.85	2.22
$x_{t-1}$	-4.82	-4.50	-4.21	-3.89	-1.86	-1.53	-1.25	-0.88

FUENTE: Elaboración propia

NOTA: Definición de las variables en el texto

Tabla A.2. Valores críticos  $t$ -estadístico del contraste Perron: Cambio de pendiente y salto en 1935 y cambio de pendiente en 1975.  $T=141$ .

PGD:  $\varphi_{x_t}=0.016-0.19 \cdot D(1935)_t+0.022 \cdot DU_t-0.139 \cdot DUB_t+e_t$ ,  $e_t \sim iiN(0,1)$ ; 15.000 réplicas.

	1%	2.5%	5%	10%	90%	95%	97.5%	99%
cts	-4.06	-3.64	-3.23	-2.74	2.84	3.35	3.77	4.21
$DU_t$	-3.76	-3.27	-2.82	-2.33	2.08	2.64	3.12	3.60
$t$	-4.20	-3.73	-3.30	-2.78	3.05	3.52	3.88	4.35
$DT_t$	-3.78	-3.27	-2.77	-2.21	2.50	2.98	3.45	3.95
$D(1935)_t$	-2.59	-2.18	-1.85	-1.47	1.14	1.50	1.84	2.19
$DTb_t$	-3.15	-2.63	-2.26	-1.82	1.27	1.70	2.07	2.54
$DUB_t$	-2.77	-2.39	-2.04	-1.64	1.27	1.68	2.06	2.49
$x_{t-1}$	-5.06	-4.76	-4.47	-4.14	-1.95	-1.60	-1.30	-0.94

FUENTE: Elaboración propia

NOTA: Definición de las variables en el texto

Tabla A.3. Valores críticos de los contrastes recursivo, rodante y secuencial. T=100.

		$t_{DF}^{\max}$	$t_{DF}^{\min}$	$t_{DF}^{\text{dif}}$
Recursivo	5%	-1.99	-4.33	3.65
	10%	-1.73	-4.00	3.23
Rodante	5%	-1.49	-5.01	4.76
	10%	-1.31	-4.71	4.40
		$F_T^{\max}$	$t_{DF}^{\min}$	$t_{DF}(k^*)$
Secuencial	5%	16.30	-4.48	-4.47
	10%	13.64	-4.20	-4.19

FUENTE: Banerjee *et al.* (1992)